

## A PROCURA DE MOEDA EM PORTUGAL SEGUNDO A ABORDAGEM DE JOHANSEN (\*)

Fernanda Paula Mora Peixe (\*\*)

### 1 — Introdução

A função procura de moeda (FPM) fornece a ligação entre as variáveis reais e monetárias numa economia, sendo por isso importante para a definição e avaliação da política monetária. A fundamentação teórica da FPM tem assentado nos motivos sugeridos por Keynes para guardar moeda: transacção, especulação e precaução, tendo as diversas teorias enfatizado um ou outro destes aspectos.

Enquanto as teorias de transacção (TT) entendem a moeda como um meio de troca, sendo por isso uma função crescente do volume de transacções, as teorias de carteira (TC) vêem a moeda como um activo entre outros, sendo uma forma alternativa de guardar riqueza. Cada activo apresenta um rendimento explícito (associado a um determinado grau de incerteza) e alguns serviços implícitos. No caso da moeda, um desses serviços poderá ser a facilidade nas transacções, mas existem outros, como a liquidez ou a segurança. Os indivíduos escolhem a composição da sua carteira de activos (moeda e outros) de forma a maximizar os rendimentos esperados, procurando um equilíbrio entre a rentabilidade e o risco.

As teorias Buffer-Stock (BS) distinguem claramente entre FPM de longo prazo e de curto prazo. Enquanto a primeira possui determinantes iguais aos das teorias anteriores, a segunda compreende uma componente temporária (desequilíbrio), a qual absorve a curto prazo aumentos inesperados na oferta de moeda (resultantes da política monetária), adiando os ajustamentos nas variáveis reais, que têm custos.

Em termos gerais, considera-se que a procura de moeda a longo prazo é uma função crescente do nível de preços e de uma variável de escala, usualmente o rendimento, e decrescente do custo de oportunidade líquido. Estas componentes serão medidas por variáveis diferentes, atendendo à teoria aceite *a priori*. O agregado monetário representativo do conceito de moeda será mais

---

(\*) Agradece-se a colaboração do Dr. Carlos Robalo Marques, Banco de Portugal, na obtenção dos dados e amáveis sugestões, bem como os comentários de dois consultores anónimos que muito ajudaram a melhorar este artigo.

(\*\*) Departamento de Economia da Universidade de Évora.

lato nas TC. O rendimento pode servir de *proxy* para o volume de transacções nas TT, ou para a riqueza nas TC. O custo de oportunidade de guardar moeda é sumariamente representado nas TT pelo rendimento (taxa de juro) do activo que é a alternativa mais próxima à moeda, e nas TC inclui medidas de rendimento e risco de todos os potenciais substitutos da moeda não só financeiros como reais.

A chamada FPM tradicional foi estimada com estes argumentos, acrescentando-se a moeda desfasada para atender ao ajustamento dinâmico justificado habitualmente por um mecanismo de ajustamento parcial. A partir de meados dos anos 70 esta relação empírica tornou-se instável em vários países, apresentando a FPM erros de previsão sistemáticos, identificados como deslocamentos ou quebras estruturais (Judd e Scadding, 1982). Esta época esteve associada a importantes inovações nos mercados financeiros, aumentos na taxa de inflação e taxas de juro, e grande ênfase dos bancos centrais sobre a fixação de alvos para os agregados monetários.

Sendo a estabilidade da FPM uma propriedade fundamental para que a moeda exerça uma influência previsível na economia e para que o controlo da oferta de moeda possa ser um instrumento útil de política económica, diversas estratégias foram usadas para reformular a FPM tradicional. Vários autores, entre os quais Baba, Hendry e Starr (1992), sugerem que a formulação tradicional da FPM pode estar mal especificada, por omissão de variáveis e/ou estrutura dinâmica incompleta. Esta má especificação pode não se notar em períodos de relativa tranquilidade financeira, mas é denunciada na forma de «deslocamentos» ou falhas preditivas em períodos mais voláteis.

Nesta linha, um dos caminhos para a reformulação da FPM foi a adopção de novas estratégias de modelação, das quais se destaca a abordagem da co-integração e dos modelos de mecanismo corrector do erro (MCE), os quais, admitindo uma solução de longo prazo semelhante à tradicional, permitem no entanto uma estrutura dinâmica mais flexível.

Neste trabalho pretende-se estimar um modelo para a procura de moeda em Portugal usando a metodologia de co-integração, em particular segundo a abordagem de Johansen e Juselius (1990). Na secção seguinte apresentam-se os principais conceitos da metodologia aplicada e na secção 3 apresentam-se os dados utilizados e os pressupostos do modelo. O n.º 4 compreende os resultados obtidos e, na última secção, incluem-se as principais conclusões.

## 2 — Metodologia

O conceito de co-integração, em termos intuitivos, diz-nos que se um conjunto de séries integradas possuir um tipo de não estacionaridade estocástica semelhante (tendência comum), pode existir (pelo menos) uma combinação linear

entre elas que é estacionária. A análise de estacionariedade é pois prévia ao conceito de co-integração.

Entende-se por sucessão cronológica estacionária aquela que é uma concretização de um processo estocástico estacionário em sentido fraco, ou seja, que possui média, variância e co-variâncias constantes ao longo do tempo.

Quando uma ou mais das condições enunciadas não se verificam, a série diz-se não estacionária. Em particular,  $x_t$  é chamada uma série integrada de ordem  $d$  ou  $I(d)$  se possui  $d$  raízes unitárias no polinómio autorregressivo do processo misto que a representa, sendo pois a sua diferença de ordem  $d$   $I(0)$  ou estacionária. Uma série  $I(1)$  ou «estacionária em diferenças» possui uma tendência estocástica, distinguindo-se de uma série «estacionária em tendência» (determinística), bastando neste último caso uma regressão da série sobre o tempo para a tornar estacionária.

Para saber se uma série é estacionária pode começar-se por inspeccionar o gráfico e as autocorrelações da série, na linha de Box e Jenkins (1970). Os primeiros testes formais foram no entanto propostos por Dickey e Fuller (1979, 1981), partindo de um processo AR(1) para a sucessão, com ou sem constante ou tendência: a hipótese nula de que a série segue um passeio aleatório ( $\rho=1$ , sendo  $\rho$  o coeficiente autorregressivo) pode ensaiar-se através de uma estatística «tipo  $t$ », a qual não segue no entanto a distribuição  $t$ -student mas uma distribuição não *standard* tabelada pelos autores. Sendo o modelo AR(1) demasiado restritivo para um grande número de sucessões, uma extensão possível engloba os testes de Dickey e Fuller aumentados (ADF) onde, com base nas regressões:

$$(1) \quad \Delta x_t = (\rho - 1)x_{t-1} + \sum_{i=1}^k \gamma_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t$$

$$(2) \quad \Delta x_t = \mu + (\rho - 1)x_{t-1} + \sum_{i=1}^k \gamma_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t$$

$$(3) \quad \Delta x_t = \mu + \varphi t + (\rho - 1)x_{t-1} + \sum_{i=1}^k \gamma_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t$$

se ensaia a hipótese  $\rho-1=0$ , contra a alternativa de estacionariedade ( $\rho-1<0$ ), com ou sem constante ou em torno de uma tendência determinística consoante o modelo, sendo que o rácio  $t$  segue assintoticamente a distribuição DF sob  $H_0$ . Os termos adicionais em  $\Delta x$  servem para corrigir a autocorrelação de outro modo presente na variável residual, mas sendo sob a hipótese nula estacionários, não afectam a distribuição limite da estatística ADF. Note-se que (1) é um modelo AR( $k+1$ ) reparametrizado, mas também se pode interpretar como uma aproximação autorregressiva a um modelo ARMA( $p, q$ ), desde que  $k$  seja suficientemente elevado. Uma leitura análoga pode ser feita de (2) ou (3).

Outros testes de raízes unitárias propostos foram os de Philips e Perron (1988) com base em correcções não paramétricas aos testes DF, e os de Hall (1989, 1992), usando variáveis instrumentais, com a mesma distribuição limite (DF), cujo desempenho comparativamente aos testes ADF depende do processo gerador dos dados (v. por exemplo Schwert, 1989). Kwiatkowski *et al.* (1992) e Kahn e Ogaki (1992) propuseram por seu turno testes de estacionariedade (versus a alternativa de integração) que são complementares dos anteriores.

Da aplicação destes testes às variáveis económicas raras têm sido consideradas estacionárias, sendo a maioria  $I(1)$  e algumas, nomeadamente variáveis nominais,  $I(2)$ . Este fenómeno originou problemas na modelação econométrica tradicional, pois, ao não verificar-se o pressuposto de estacionariedade, corre-se o risco de obter regressões espúrias, com o enviesamento dos habituais testes de aderência. Uma solução seria trabalhar apenas com variáveis em diferenças, o que poderá ser útil para a previsão a curto prazo mas onde se perde a eventual informação de longo prazo contida nas variáveis em níveis.

Este dilema foi resolvido pela introdução do conceito de co-integração. De acordo com Engle e Granger (1987), as  $n$  componentes (séries temporais) do vector  $x_t$  dizem-se co-integradas de ordem  $d$ ,  $b$  se:

- i) Todas as componentes de  $x_t$  são  $I(d)$ ;
- ii) Existe um vector  $\beta$  não nulo, chamado vector de co-integração, tal que:

$$z_t = \beta'x_t \text{ é integrado de ordem } (d-b), b > 0$$

O caso prático de maior interesse, designadamente na procura de moeda, surge quando  $d=b=1$ , ou seja, as variáveis são individualmente  $I(1)$ , mas existe uma combinação linear  $z_t$  que é  $I(0)$  ou estacionária. Tal significa que um conjunto de séries não estacionárias estão ligadas entre si a longo prazo, parecendo intuitivo que essa força de atracção resulta do equilíbrio económico. Pode assim interpretar-se  $\beta'x_t=0$  como relação de longo prazo entre as variáveis e  $z_t$  como «erro de equilíbrio».

De acordo com o teorema da representação de Granger (Engle e Granger, 1987), a especificação dinâmica de um modelo para estas variáveis pode efectuar-se (desde que  $x_t$  admita uma representação VAR) através de um MCE, na forma:

$$(4) \quad A(L)(1-L)x_t = -\alpha z_{t-1} + u_t$$

onde  $A(L) = I - A_1L - \dots - A_pL^p$ , sendo  $I$  a matriz identidade,  $L$  o operador de desfasamento e os  $A_i$  matrizes de coeficientes; pelo menos um dos elementos de  $\alpha$  (Matriz dos coeficientes de ajustamento) deverá ser diferente de zero, indicando o sinal negativo que a próxima variação em  $x$  será de sinal contrário a  $z_{t-1}$  que é o «erro de equilíbrio» do período anterior. Existindo co-integração,

todas as variáveis do modelo são estacionárias, podendo aplicar-se a teoria estatística habitual.

Para a estimação de um sistema de variáveis co-integradas e respectivos testes foram propostos diversos métodos, entre os quais o método dos dois passos de Engle e Granger (1987), o método em um só passo, aplicado em Hendry e Ericsson (1991), e a abordagem de Johansen (1988) e Johansen e Juselius (1990). A metodologia de Johansen é a mais geral e mais eficiente num contexto multivariado, pois permite testar o número de vectores cointegrantes (linearmente independentes) e obter estimativas para cada um deles, bem como testar restrições lineares sobre os mesmos, no quadro de um sistema dinâmico estimado pelo método da máxima verosimilhança.

Johansen e Juselius (1990) assumem que o vector  $x_t$ , o qual contém  $n$  variáveis, sendo cada uma delas  $I(1)$ , segue um processo VAR de ordem  $k$ , o qual se pode reparametrizar por forma a ter uma representação MCE:

$$(5) \quad \Delta x_t = \mu + \Gamma_1 \Delta x_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta x_{t-k+1} + \Pi x_{t-k} + \Phi d_t + \varepsilon_t$$

$$\Gamma_i = -(I - \Pi_1 - \dots - \Pi_i), \quad i = 1, \dots, k-1 \text{ e } \Pi = -(I - \Pi_1 - \dots - \Pi_k)$$

sendo  $\mu$  o termo independente,  $d$  um vector de *dummies* sazonais centradas e  $\varepsilon_t \sim N^n(0, \Sigma)$ . A matriz  $\Pi$ ,  $(n \times n)$ , define as soluções de longo prazo. Como todas as variáveis do sistema excepto  $x_{t-k}$  são  $I(0)$ , este apenas está equilibrado se  $\Pi=0$  (variáveis não cointegradas) ou se  $\Pi x_{t-k}$  é  $I(0)$ , caso em que as variáveis estão cointegradas. Esta informação pode ser obtida a partir da característica da matriz  $\Pi$ , designada por  $r$ , a que se pode chamar ordem de co-integração. Existem três casos possíveis:

- i)  $r=n$ : a matriz  $\Pi$  tem característica completa, o que indica que  $x_t$  é estacionário;
- ii)  $r=0$ :  $\Pi$  é a matriz nula, pelo que se trata de um processo VAR às diferenças;
- iii)  $0 < r < n$ : existem  $r$  vectores de co-integração distintos.

A matriz  $\Pi$  pode ser decomposta [no caso iii)] de forma que  $\Pi = \alpha\beta'$ , onde  $\beta$ ,  $(n \times r)$ , é tal que  $\beta' x_{t-k}$  é  $I(0)$ , ou seja, as colunas de  $\beta$  são os vectores de cointegração;  $\alpha$ ,  $(n \times r)$ , é a matriz dos pesos com que cada vector de cointegração entra em cada uma das equações. As estimativas de máxima verosimilhança para  $\beta$  são dadas pelos  $r$  vectores próprios associados aos valores próprios ( $\lambda_i$ ) mais significativos da matriz  $S_{kk}^{-1} S_{k0} S_{00}^{-1} S_{0k}$ , onde  $S_{ij}$  ( $i, j=0, k$ ) são matrizes de covariâncias empíricas dos resíduos  $r_{0t}$  e  $r_{kt}$  das regressões de  $\Delta x_t$  e  $x_{t-k}$ , respectivamente, sobre uma constante,  $d_t$  e  $\Delta x_{t-1}, \dots, \Delta x_{t-k+1}$ . Adicionalmente, obtém-se a estimativa da matriz dos pesos,  $\hat{\alpha} = S_{0k} \hat{\beta}$ .

Para testar a significância dos valores próprios Johansen propõe duas estatísticas sob a forma de rácios de verosimilhanças. Começa-se por ordenar os valores próprios por ordem decrescente, ou seja  $\hat{\lambda}_1 > \hat{\lambda}_2 > \dots > \hat{\lambda}_n$ . Para en-

saiar a hipótese de que há quando muito  $r$  vectores de co-integração (ou  $n-r$  raízes unitárias), isto é,  $H_0: \Pi = \alpha\beta'$  onde  $\beta$  é  $(n \times r)$  contra a alternativa de estacionariedade, em que não são impostas restrições sobre  $\Pi$  ou  $r = n$ , pode usar-se o *teste do traço*, que consiste em calcular a estatística:

$$(6) \quad TR = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i), \text{ para } r = 0, 1, \dots, n-1$$

a qual corresponde a  $(-2)$  vezes a rácio do valor máximo da função de verossimilhança com e sem restrições, como mostra Hamilton (1994, p. 645).

Complementarmente, o *teste do máximo valor próprio* permite ensaiar a hipótese nula de que há no máximo  $r$  vectores de cointegração, contra a hipótese alternativa de que existem  $r+1$ , usando a estatística:

$$(7) \quad \lambda_{\max} = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}), r = 0, 1, \dots, n-1$$

Tanto  $TR$  como  $\lambda_{\max}$  têm distribuições não *standard*, as quais são generalizações dos processos escalares associados às estatísticas DF, podendo encontrar-se os valores críticos obtidos por simulação de Monte Carlo em Johansen e Juselius (1990) e Banerjee *et al.* (1993, p. 275).

Após determinar a ordem de co-integração ( $r$ ) das séries, e definindo de acordo a matriz  $(n \times r)$  dos vectores de co-integração estimados,  $\hat{\beta}$ , é possível testar directamente restrições lineares sobre  $\beta$ . Ao impor  $s$  restrições ( $s < n$ ), as quais são normalmente sugeridas pela teoria económica, o número de parâmetros de co-integração independentes será reduzido de  $n$  para  $n-s$ . De uma forma geral, a hipótese a testar será:

$$(8) \quad H_0: \beta = H\Theta$$

onde  $H$  é uma matriz conhecida,  $n \times (n-s)$ , que corresponde às restrições e  $\Theta$  é uma matriz  $(n-s) \times n$  de parâmetros desconhecidos. A estatística de teste do rácio de verossimilhanças obtido com base valores próprios ( $\lambda^*$ ), ordenados, do modelo restringido, será:

$$(9) \quad LR = T \sum_{i=1}^r \ln \left( \frac{1 - \lambda_i^*}{1 - \hat{\lambda}_i} \right)$$

a qual tem distribuição assintótica  $\chi^2$  com  $r.s$  graus de liberdade. A distribuição  $\chi^2$  resulta da análise estar agora a ser efectuada no espaço  $I(0)$ , condicionalmente à selecção prévia de  $r$  relações de co-integração.

### 3 — Dados

Os dados usados neste estudo são trimestrais, para o período 1977(1)-1996(4) e referem-se às seguintes variáveis:  $M$  — agregado monetário  $M_2$ ;  $P$  — índice de preços no consumidor, base 1991=100;  $Y$  — produto interno bruto a preços de 1990;  $J$  — taxa de juro nominal dos títulos da dívida pública;  $R$  — taxa de juro nominal dos depósitos a prazo a seis meses. Estes dados foram obtidos no Instituto Nacional de Estatística e no Banco de Portugal.

A relação de longo prazo assumida é do tipo:

$$(10) \quad m - p = \beta_2 y + \beta_3 J + \beta_4 R$$

onde as letras minúsculas designam o logaritmo natural da respectiva variável<sup>(1)</sup>. A transformação logarítmica revela-se adequada para as variáveis  $M$ ,  $P$  e  $Y$  porque lineariza a sua tendência exponencial original, não fazendo pois sentido nas taxas de juro. A homogeneidade nos preços é postulada com base nos resultados de Marques e Lopes (1992). De acordo com a teoria económica, espera-se que a elasticidade-rendimento,  $\beta_2$ , tome um valor positivo e inferior ou igual à unidade, e que as semi-elasticidades relativas às taxas de juro,  $\beta_3$  e  $\beta_4$ , sejam, respectivamente, negativa e positiva, uma vez que  $J$  representa o rendimento de activos fora do agregado monetário e  $R$  o rendimento de activos nele incluídos. Supõe-se então que o custo de oportunidade de deter moeda seja aproximadamente medido pela diferença entre as duas taxas de juro.

A questão da escolha do agregado monetário que supostamente representará o conceito de moeda não apresenta consenso na teoria económica. As teorias de transacção tendem a escolher um agregado estreito (em Portugal, seria  $M_1$ ), o qual supostamente terá uma ligação mais forte às variáveis reais, enquanto as teorias de carteira apontam para um agregado lato (no nosso país,  $L$ ), que em princípio será menos volátil, e, por isso, mais previsível, uma vez que muitas das substituições entre activos se desenrolam no seu interior. O estudo de Marques e Lopes (1992) confirma esta ideia, uma vez que para  $M_1$  foi encontrada uma relação de co-integração mais forte, mas  $L$  era o mais estável a curto prazo. Os resultados aqui apresentados contribuem para a discussão, analisando o agregado intermédio  $M_2$  à luz de outra metodologia, com resultados geralmente satisfatórios em face dos dois objectivos.

### 4 — Resultados

A análise da integrabilidade fez-se com base no teste ADF, calculado pela estimação das equações (1) a (3). Dado que a ordem do teste ADF,  $k$ , deverá

(1) Ao longo do texto designa-se por conveniência as variáveis  $(m-p)$  (logaritmo de  $M_2/IPC$ ) e  $y$  (logaritmo do PIB) por moeda real e real e rendimento real, respectivamente.

ter a magnitude suficiente para que se possa aceitar que o resíduo  $\varepsilon_t$  é ruído branco, a escolha efectuou-se partindo de  $k=12$  e eliminando sucessivamente o último termo, desde que não significativo e/ou a sua eliminação não provocasse autocorrelação residual. Para detectar autocorrelação até à ordem 4 foi usado o teste AUT(4,  $v-4$ ), a versão  $F$  do teste LM de Godfrey (1978), com graus de liberdade indicados entre parênteses, onde  $v$  é o número de observações usadas para estimar o modelo menos o número de parâmetros estimados.

Uma vez que a hipótese alternativa dos testes ADF é a estacionariedade, o procedimento mais adequado, de acordo com Banerjee *et al.* (1993, p. 120), será começar por testar o maior grau de integração plausível, no caso, que as séries são  $I(2)$ , ou seja, as primeiras diferenças possuem uma raiz unitária. De acordo com a análise gráfica das séries, estima-se o modelo (2) para as variáveis em diferenças e (3) para as variáveis em níveis, à excepção das taxas de juro que não aparentam qualquer tendência linear. Os resultados constam do quadro 1. Os expoentes em  $\eta^a$ ,  $\eta^b$ ,  $\eta^c$  indicam que a estatística  $\eta$  é significativa a 1%, 5% e 10% respectivamente, ou seja, que a hipótese nula é rejeitada a esses níveis de significância. Quando possível, apresenta-se em alternativa o  $p$ -value ou nível de significância marginal do teste, entre parênteses.

QUADRO 1  
Testes de raízes unitárias

$x$	Modelo	$k$	$p$	ADF( $k$ )	$v$	AUT(4, $v-4$ )
$\Delta(m-p)$	2	9	0,02	- 3,57 <sup>#</sup>	58	1,19 (0,33)
$(m-p)$	3	10	0,87	- 1,79	56	1,28 (0,29)
$\Delta y$	2	3	0,09	- 3,57 <sup>#</sup>	70	1,01 (0,41)
$y$	3	4	0,89	- 1,87	68	2,58 (0,05)
$\Delta J$	1	4	0,37	- 3,56 <sup>#</sup>	69	0,56 (0,69)
$J$	2	5	0,98	- 0,81	67	0,36 (0,84)
$\Delta R$	1	5	0,54	- 3,53 <sup>#</sup>	67	0,82 (0,52)
$R$	2	6	0,99	- 0,71	65	0,82 (0,52)

Os resultados do quadro 1 permitem rejeitar, ao nível de 1%, a hipótese de que as séries são  $I(2)$ , mas não se rejeita uma raiz unitária, nem ao nível de 10%. Em conclusão, admite-se que moeda real, rendimento real e taxas de juro são variáveis  $I(1)$ .

Tendo em conta este resultado, importa agora pesquisar se existe co-integração, o que se irá efectuar com base no procedimento de máxima verossimilhança de Johansen e Juselius (1990) estimando o modelo (5) com  $T=76$  observações [1978(1)-1996(4)],  $n=4$  variáveis ( $m-p$ ,  $y$ ,  $J$ ,  $R$ ) e  $k=3$  como ordem do VAR. A selecção de  $k$  efectuou-se com base nos pressupostos sobre a variável residual, independência e normalidade, usando respectivamente o teste



AUT(4,  $v=4$ ) e o teste BJ(2) de Jarque e Bera (1980) <sup>(2)</sup>. A partir deste modelo efectuaram-se os testes de co-integração (6) e (7) cujos valores se apresentam no quadro 2. Os valores críticos foram consultados em Banerjee *et al.* (1993, p. 275).

QUADRO 2  
Testes de co-integração

$\hat{\lambda}$	$H_0$	TR	$\lambda_{\max}$
0,248	$r = 0$	48,47 <sup>b</sup>	21,65
0,217	$r \leq 1$	26,81	18,58
0,102	$r \leq 2$	8,24	8,14
0,001	$r \leq 3$	0,10	0,10

Pelo teste do traço a hipótese de que as variáveis não estão co-integradas é rejeitada ao nível de 5% mas não se rejeita a existência de no máximo um vector de co-integração. Tal resultado, embora não confirmado pelo teste do máximo valor próprio <sup>(3)</sup>, indica que deverá existir um único vector de co-integração entre as variáveis, ou seja  $r=1$ . A estimativa do vector de co-integração, normalizada em  $(m-p)$ , é:

$$\hat{\beta}' = [1 \quad -0,81 \quad 1,61 \quad -0,55],$$

o que conduz à relação de equilíbrio estimada:

$$m - p = 0,81y - 1,61J + 0,55R$$

a qual parece ter os sinais e magnitudes dos parâmetros adequados à sua interpretação como função de procura de moeda de longo prazo.

Há pelo menos duas restrições sobre os elementos de  $\beta$  ( $\beta_1, \dots, \beta_4$ ) que terá interesse testar, do ponto de vista estatístico e económico: uma elasticidade de longo prazo unitária da procura de moeda face ao rendimento ( $\beta_1 = -\beta_2$ ), e coeficientes iguais e de sinal oposto para as taxas de juro ( $\beta_3 = -\beta_4$ ), o que significaria que o custo de oportunidade de deter moeda seria medido pela diferença

<sup>(2)</sup> O VAR(3) permite aceitar estas hipóteses para todas as equações, à excepção da normalidade das equações das taxas de juro. Um VAR(4) resolveria o problema para a taxa de juro dos depósitos, mas à custa de rejeição em ambos os testes na equação da taxa de juros dos títulos. A especificação é claramente inferior para  $k=1,2$ .

<sup>(3)</sup> Cheung e Lai (1993) mostram que em amostras finitas o teste do traço é mais robusto que  $\lambda_{\max}$  quando os erros não são normais.

entre o juro dos títulos e o juro dos depósitos. Em termos gerais a hipótese a testar é (8) onde, para o primeiro caso ( $\beta_1 = -\beta_2$ ) se tem:

$$H = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ -1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}$$

obtendo-se, por (9):  $LR(1)=2.12$  (0.15). O *p-value*, relativo à distribuição  $\chi^2(1)$ , indica que a hipótese é suportada pelos dados. O vector de co-integração restringido será:

$$\hat{\beta}' = [1 \ -1 \ 2.40, \ -1.87]$$

Embora a hipótese de simetria dos coeficientes das taxas de juro ( $\beta_3 = -\beta_4$ ) não seja rejeitada ao nível de 5% <sup>(4)</sup>, o que está de acordo com o resultado de Marques e Lopes (1992), a sua inclusão provoca alterações substanciais, quer nos coeficientes das taxas de juro (que passam para 8,06 em valor absoluto) e no gráfico do vector de co-integração, quer no vector dos coeficientes de ajustamento ( $\alpha$ ), pelo que se decide não incorporar essa restrição. Admite-se pois que a taxa de juro dos títulos tem um efeito superior (em valor absoluto) ao da taxa de juro dos depósitos, mesmo a longo prazo, o que poderá dever-se ao facto de os títulos representarem uma aplicação alternativa a todas as componentes de  $M_2^-$  e de os juros dos depósitos a prazo serem remuneração de apenas uma parte (embora significativa) deste agregado monetário.

Conclui-se então a análise pela estimativa da relação de equilíbrio de longo prazo:

$$(11) \quad (m - p)^* = y - 2.40J + 1.87R \quad (5)$$

cujos desvios, ou termo corrector do erro (estimados), são dados por:

$$(12) \quad \hat{z}_t = (m - p) - (m - p)^*$$

Em relação ao vector  $\alpha$ , que contém os coeficientes de ajustamento em direcção ao equilíbrio, a hipótese de interesse a testar é:

$$H_0: \alpha_i = 0; i = 1, 2, 3, 4$$

<sup>(4)</sup> Individualmente,  $LR(1)=2.80$  (0.09), e em conjunto com a primeira,  $LR(2)=2.81$  (0.25).

<sup>(5)</sup> Esta relação está no geral de acordo com a obtida em Peixe (1994, p. 81), para uma amostra de menor dimensão, sendo no entanto de notar uma subida de 18% e 31% no valor absoluto dos coeficientes de J e R, respectivamente.

A não rejeição dessa hipótese significa que o vector de co-integração não tem peso na equação  $i$ , pelo que a variável  $i$  pode ser considerada fracamente exógena face aos parâmetros de interesse ( $\beta$ ), e a respectiva equação retirada do modelo (estimação de um modelo condicional), sem que isso afecte a inferência sobre  $\beta$ . Na segunda linha do quadro 3 encontram-se os «rácios  $t$ » para  $\alpha$  [coeficiente de  $\hat{Z}_{t-1}$ <sup>(6)</sup>] em cada uma das equações do VAR.

Pode observar-se no quadro 3 que o termo corrector do erro é fortemente significativo na equação da moeda, e não significativo, ao nível de 5%, nas outras, pelo que se conclui pela exogeneidade fraca do rendimento real e taxas de juro face a  $\beta$ . Verificando-se este resultado e existindo apenas um vector de co-integração, a análise da procura de moeda numa só equação, como em Marques e Lopes (1992) é assintoticamente eficiente (Johansen, 1992), mesmo para os parâmetros de longo prazo.

QUADRO 3  
Exogeneidade fraca e forte

Equação	$\Delta(m-p)$	$\Delta y$	$\Delta J$	$\Delta R$
$\hat{\alpha}$	-0,20	-0,03	0,01	-0,02
$t_{\hat{\alpha}}$	-3,93	-0,63	0,27	-0,63
$F(2,63)$	—	1,08 (0,35)	0,84 (0,44)	0,44 (0,65)

Se adicionalmente os coeficientes de  $\Delta(m-p)$  não forem significativos nas outras equações do VAR, ou seja, se  $(m-p)$  não causar, no sentido de Granger, as outras variáveis, estas consideram-se fortemente exógenas (Johansen, 1992), o que permitiria efectuar previsões para  $(m-p)$  através do modelo condicional (a equação da moeda completamente especificada) utilizando as previsões das outras variáveis dadas pelo modelo marginal (equações de  $\Delta y$ ,  $\Delta J$  e  $\Delta R$  só em função dos seus próprios desfasamentos). Os resultados do quadro 3 não permitem rejeitar esta hipótese, pois todas as estatísticas  $F$  (para a hipótese de que os coeficientes de  $\Delta(m-p)_{t-1}$  e  $\Delta(m-p)_{t-2}$  são iguais a zero) são não significativas, mesmo ao nível de 10%.

Uma extensão do conceito de exogeneidade fraca que inclui a invariância dos parâmetros, conhecido como «superexogeneidade», com implicações ao nível da política monetária, pode encontrar-se em Covas (1996) e Sousa (1996),

<sup>(6)</sup> Estas estimativas, pelos mínimos quadrados, são idênticas às de máxima verosimilhança, como demonstram Johansen e Juselius (1990).

para  $M_1$ - e L- respectivamente, usando o primeiro estudo a abordagem de Johansen e o segundo uma abordagem I(2) num só passo.

A especificação dinâmica da função de procura de moeda real efectuou-se com base num modelo ADL(5), reparametrizado na forma MCE, onde o termo corrector do erro é (12); logo, impôs-se a solução de longo prazo previamente obtida, mas estimou-se livremente  $\alpha$ , num procedimento similar a Martner e Tittleman (1993). Incluiu-se a variação dos preços,  $\Delta p$ , ou taxa de inflação, admitindo assim alguma ilusão monetária, ou seja, considera-se que a restrição de elasticidade-preço unitária seria demasiado forte a curto prazo, tal como foi verificado por Rose (1985) e Hendry e Ericsson (1991) (7).

O modelo foi estimado pelo método dos mínimos quadrados, eliminando-se sucessivamente os termos menos significativos através dos testes  $t$  ou  $F$ , e por fim efectuando algumas combinações de variáveis sugeridas pelos coeficientes do modelo. Este último processo deu origem à variável  $\Delta_2 \Delta p_t = \Delta p_t - \Delta p_{t-2}$ . As restrições que a definição desta variável impõe sobre o modelo prévio foram aceites pelo teste de Wald(1) = 0,83 (0,36).

Os resultados encontram-se na equação (13), onde os valores sob os coeficientes correspondem aos respectivos rácios  $t$ .  $T$  é o número de observações usadas para estimar o modelo e  $T'$  o número de observações posteriores disponíveis (8). ARCH (4, 61) é a estatística de teste de Engle (1982) para detectar heterocedasticidade condicional autorregressiva até à ordem 4; HET (1, 73) de Koenker (1981) ensaia a homocedasticidade dos resíduos utilizando o quadrado dos valores estimados; RESET (1,64) corresponde ao teste de especificação de Ramsey (1969); CHOW (20, 45) e COV (10, 55) são respectivamente o teste de capacidade preditiva e o teste de estabilidade estrutural de Chow (1960). As estatísticas mencionadas seguem, sob as respectivas hipóteses nulas, a distribuição  $F$  com os graus de liberdade indicados entre parênteses.

$$\begin{aligned}
 \Delta(m-p)_t = & 0,103 + 0,418 \Delta(m-p)_{t-2} - 0,693 \Delta_2 \Delta p_t - 0,363 \Delta J \\
 & (3,05) \quad (5,17) \quad (-5,93) \quad (-3,11) \\
 (13) \quad & - 0,258 \Delta J_{t-3} - 0,325 \Delta J_{t-4} + 0,479 \Delta R_{t-3} - 0,102 \hat{Z}_{t-1} \\
 & (-2,19) \quad (-2,52) \quad (2,45) \quad (-2,93) \\
 & - 0,043 D_{1t} - 0,024 D_{2t} + \hat{u}_t \\
 & (-8,69) \quad (-5,27)
 \end{aligned}$$

(7) Note-se que a inclusão de  $\Delta p$  na equação dinâmica, em conjunto com  $\Delta(m-p)$ , equivale a incluir separadamente  $\Delta m$  e  $\Delta p$ , relaxando portanto a restrição de coeficientes simétricos nos desfasamentos destas duas variáveis. Dado que os coeficientes dos  $\Delta p$  são bastante significativos, verifica-se que este procedimento é suportado pelos dados.

(8) Para realizar os testes de estabilidade estrutural e capacidade preditiva, o modelo foi reestimado até 1191 e simularam-se previsões para o período 1992(1)-1996(4). Esta subdivisão da amostra resulta do facto de 1992(2) ser o único ponto onde os resíduos recursivos ultrapassam a barra de significância. No entanto os testes realizados com outros pontos não alteram as conclusões.

$T = 75$  [1978(2) - 1996(4)]:  $R^2 = 0,79$ ;  $\bar{R}^2 = 0,77$ ;  $\hat{\sigma} = 0,014$ ;  $DW = 1,82$ ;  $AUT(4, 61) = 1,39$  (0,25);  $ARCH(4, 61) = 1,17$  (0,33);  $HET(1, 73) = 0,11$  (0,75);  $BJ(2) = 0,18$  (0,92);  $RESET(1, 64) = 3,22$  (0,08).

$T = 55$  [1978(2) - 1991(4)];  $T' = 20$  [1992(1) - 1996(4)]:  $COV(10, 55) = 1,47$  (0,18);  $CHOW(20, 45) = 0,91$  (0,58).

A avaliação estatística do modelo é favorável à sua correcta especificação, indicando os testes efectuados que os resíduos são normais, homocedásticos e não autocorrelacionados. Os coeficientes de determinação indicam um ajustamento razoável, e todos os parâmetros são significativos, a maioria a 1%.

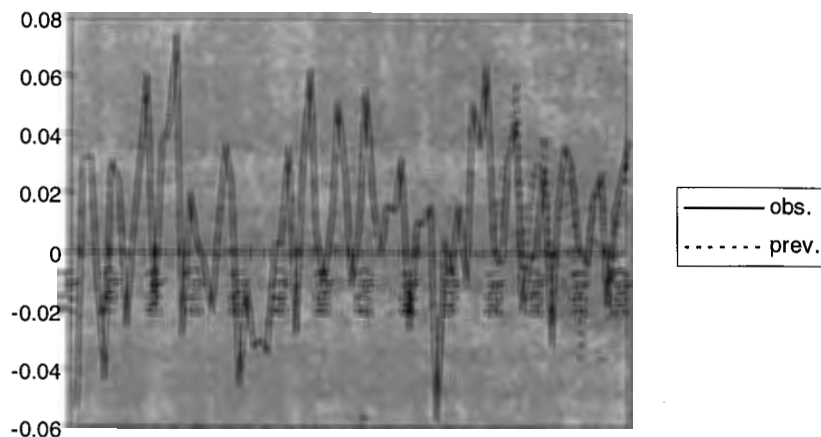
Em termos de interpretação económica dos coeficientes, começa por verificar-se que a variável com maior impacto a curto prazo na procura real de moeda é a taxa de inflação, ao passo que a variação do rendimento real tem um efeito não significativo. O coeficiente de ajustamento em direcção ao equilíbrio é de 0,102, e os sinais dos coeficientes correspondem aos esperados.

Para que a equação esteja equilibrada e todos os testes tenham significado é necessário que todas as variáveis sejam estacionárias. Estas foram previamente investigadas à excepção da taxa de inflação ( $\Delta p$ ). Verificou-se que  $\Delta p$  aparenta ser  $I(1)$ , mas que  $\Delta_2 \Delta p$  se aceita como estacionária pelo teste  $ADF(5) = -5,31^a$ , equação (2) <sup>(9)</sup>.

Em relação à estabilidade estrutural, foram realizados os testes CUSUM e CUSUMSQ (não apresentados), baseados na soma cumulativa dos resíduos recursivos simples ou ao quadrado, respectivamente, os quais não permitiram detectar nenhuma mudança significativa (a 5%) dos coeficientes (nenhuma das barras de significância é cruzada). Por outro lado, não se rejeita pelo teste  $COV(10,55)$  a igualdade dos parâmetros nos períodos antes e após 1992(1), e verifica-se pelo teste de  $CHOW(20,45)$  que o modelo revela capacidade preditiva para o período pós-1991. Na figura 1 podem comparar-se os valores observados e os valores previstos pelo modelo.

<sup>(9)</sup> O facto de  $\Delta_2 \Delta p$  ser estacionária parece indicar que  $\Delta p$  é ou sazonalmente integrada, ou estacionária em tendência, neste último caso com uma possível quebra estrutural em 1985 devido ao choque petrolífero, o que provocaria enviesamento no teste ADF, v. Marques e Lopes (1992) e Perron (1989). Não se pretende responder aqui a esta questão, pois, para que o modelo (13) seja válido, basta que  $\Delta_2 \Delta p$  (que foi construída pelo facto de os únicos coeficientes de  $\Delta p$  significativos,  $\Delta p_t$  e  $\Delta p_{t-2}$ , serem aproximadamente simétricos) seja estacionária, e tal parece seguro pelo claro resultado do teste ADF e observação gráfica da série.

FIGURA 1  
Valores observados e previstos



## 5 — Conclusões

A existência de relações de longo prazo entre variáveis económicas, sugerida pela teoria económica, pode ser investigada empiricamente recorrendo à análise de co-integração, quando as variáveis em questão não são estacionárias.

Ao aplicar a metodologia da co-integração à procura de moeda em Portugal, encontrou-se entre a moeda real, o rendimento real e as taxas de juro dos depósitos e dos títulos, pelo método de Johansen, uma única relação de equilíbrio interpretável como função de procura de moeda de longo prazo, na qual se testou e aceitou a elasticidade unitária para o rendimento.

O modelo dinâmico para a moeda real, na forma MCE, não revelou sintomas de erros de especificação, com resíduos «ruído branco» e capacidade preditiva. Este modelo poderá ser compatível com a teoria da moeda como *buffer-stock*, no sentido lato de Laidler (1983). O facto de se considerar uma função estável de longo prazo, mas um ajustamento lento em direcção à mesma, significa que os agentes estão frequentemente «fora» do equilíbrio (possivelmente devido a alterações na política monetária), mas não pretendem eliminar esses desvios rapidamente, provavelmente porque esse processo terá mais custos do que guardar uma reserva amortecedora de moeda.

Em suma, pode concluir-se, pela co-integração entre as variáveis e estabilidade da equação dinâmica, que houve uma função de procura de moeda estável em Portugal no período 1977-1996, e que a taxa de crescimento da moeda real parece poder ser adequadamente representada (e prevista) através de um modelo de mecanismo corrector do erro. Possíveis extensões deste estudo poderão incluir, dada a periodicidade das séries, a questão das raízes unitárias e co-integração sazonal, ou ainda, na linha de Gregory e Hansen (1996), a análise de possível quebra estrutural na própria relação de co-integração.

## BIBLIOGRAFIA

- BABA, Y., HENDRY, D. F., e STARR, R. M. (1992) «The demand for M1 in the U.S.A., 1960-1988», *Review of Economic Studies*, 59, 25-61.
- BANERJEE, A., DOLADO, J. J. GALBRAITH, J. W., e HENDRY, D. F. (1993), *Co-integration, error-correction, and the econometric analysis of non-stationary data*, Advanced Texts in Econometrics, ed. C. W. J. Granger e G.E. Mizon, Oxford University Press, New York.
- BOX, G. E. P., e JENKINS, G. M. (1970), *Time Series Analysis: Forecasting and Control*, Holden Day, San Francisco.
- CHEUNG, Y. W., e LAI, K. S. (1993), «Finite-sample sizes of Johansen's likelihood ratio tests for cointegration», *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 55, 3, 313-28.
- CHOW, G. C. (1960) «Tests of equality between sets of coefficients in two linear regressions», *Econometrica*, 28, 591-605.
- COVAS, F. (1996) «Procura de Moeda e Super-Exogeneidade — O Caso Português», WP 289-96, Faculdade de Economia da Universidade Nova de Lisboa.
- DICKEY, D. A., e FULLER, W. A. (1979), «Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root», *Journal of the American Statistical Association*, 74, 365, 427-31.
- (1981), «Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root», *Econometrica*, 49, 1057-72.
- ENGLE, R. F. (1982), «Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation», *Econometrica*, 50, 987-1008.
- ENGLE, R. F., e GRANGER, C. W. J. (1987), «Co-integration and error correction: representation, estimation and testing», *Econometrica*, 55, 2, 251-76.
- GODFREY, L. G. (1978), «Testing against general autoregressive and moving average errors models when the regressors include lagged dependent variables», *Econometrica*, 46, 1293-302.
- HALL, A. (1989), «Testing for a unit root in the presence of moving average errors», *Biometrika*, 76, 1, 49-56.
- (1992) «Testing for a unit root in time series using instrumental variable estimators with pretest data based model selection», *Journal of Econometrics*, 54, 1, 3, 223-50.
- HAMILTON, J. D. (1994), *Time Series Analysis*, Princeton University Press, New Jersey.
- HENDRY, D. F., e ERICSSON, R. N. (1991), «Modeling the demand for narrow money in the United Kingdom and the United States», *European Economic Review*, 35, 833-81.
- JARQUE, C. M., e BERA, A. K. (1980), «Efficient tests for normality, homoscedasticity and serial independence of regression residuals», *Economics Letters*, 6, 255-9.
- JOHANSEN, S. (1988), «Statistical analysis of cointegration vectors», *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 231-54.
- (1992), «Testing weak exogeneity and the order of cointegration in UK money demand data», *Journal of Policy Modeling*, 14, 3, 313-34.
- JOHANSEN, S., e JUSELIUS, K. (1990), «Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with applications to the demand of money», *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, 2, 169-210.
- JUDD, J. P., e SCADDING, J. L. (1982), «The search for a stable money demand function: a survey of the post-1973 literature», *Journal of Economic Literature*, 20, 993-1023.
- KAHN, J. A., e OGAKI, M. (1992), «A consistent test for the null of stationarity against the alternative of a unit root», *Economics Letters*, 39, 1, 7-11.

- KWIATKOWSKI, D., PHILLIPS, P. C. P., SCHMIDT, P., e SHIN, Y. (1992), «Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root: how sure we are that economic time series have a unit root?», *Journal of Econometrics*, 54, 1, 3, 159-78.
- KOENKER, R. (1981), «A note on studentizing a test for heteroskedasticity», *Journal of Econometrics*, 17, 107-12.
- LAIDLER, D. E. W. (1983), «The buffer stock notion in monetary economics», *Economic Journal*, Supplement, 94, 17-34.
- MARQUES, C. R., e LOPES, M. C. (1992), «Choosing an aggregate for monetary policy: a cointegration approach», WP 24-92, Banco de Portugal.
- MARTNER, R. F., e TITLEMAN, D. K., (1993) «Un análisis de cointegración de las funciones de demanda de dinero: el caso de Chile», *El Trimestre Económico*, LX(2), 238, 413-46.
- PEIXE, F. P. M. (1994), «Raízes Unitárias e Cointegração: Uma Aplicação à Procura de Moeda em Portugal», tese de mestrado, ISEG, Lisboa.
- PERRON, P. (1989), «The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis», *Econometrica*, 57, 6, 1361-401.
- PHILLIPS, P. C. B., e PERRON, P. (1988), «Testing for a unit root in time series regression», *Biometrika*, 75, 2, 335-46.
- RAMSEY, J. B. (1969), «Tests for specification errors in classical linear least squares regression analysis», *Journal of the Royal Statistical Society*, B, 31, 350-71.
- ROSE, A. K. (1985), «An alternative approach to the American demand for money», *Journal of Money, Credit and Banking*, 7, 4, 439-55.
- SCHWERT, G. W. (1989), «Tests for unit roots: a Monte Carlo investigation», *Journal of Business & Economic Statistics*, 7, 2, 147-59.
- SOUSA, J. (1996), «A money demand function for Portugal», WP 7-96, Banco de Portugal.